

Gac Sanit. 2010;24(1):20–27

Original

Veintidós años de evolución de las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad en la ciudad de Barcelona

Albert Dalmau-Bueno^{a,b}, Anna García-Altés^{a,b,*}, Marc Marí-Dell’Olmo^{a,b}, Katherine Pérez^{a,b}, Anton E. Kunst^c y Carme Borrell^{a,b,d}

^a Agència de Salut Pública, Barcelona, España

^b CIBER de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP), España

^c Department of Public Health, Erasmus University Rotterdam, Rotterdam, Netherlands

^d Universitat Pompeu Fabra, Barcelona, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 13 de febrero de 2009

Aceptado el 2 de junio de 2009

On-line el 11 de septiembre de 2009

Palabras clave:

Mortalidad

Estudios ecológicos

Desigualdades

Población urbana

RESUMEN

Objetivo: Analizar la evolución de las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad por todas las causas en Barcelona durante los años 1983–2004.

Métodos: Estudio ecológico de tendencias con 4 cortes transversales (1983–1988, 1989–1994, 1995–1999 y 2000–2004), con el área básica de salud (ABS) como unidad de análisis. La población de estudio fueron los varones y mujeres residentes en Barcelona, de 20 o más años de edad. Las fuentes de información fueron el registro de mortalidad, el padrón municipal y el censo de habitantes y viviendas. Como variable dependiente se utilizó la tasa de mortalidad específica (TME) por todas las causas. Como variable independiente se calculó un índice compuesto de privación socioeconómica de las ABS; las ABS se agruparon en cuartiles según los valores del índice. Se ajustaron modelos de Poisson para estimar el riesgo relativo (RR) de mortalidad por todas las causas en las 4 agrupaciones de ABS, estratificado por grupos de edad y sexo.

Resultados: En todos los períodos de estudio se observan desigualdades en la mortalidad según el ABS de residencia, tanto en varones como en mujeres. Las TME de las ABS con mayor privación socioeconómica fueron mayores que las de aquellas con menor privación, y también fueron mayores en los varones que en las mujeres. Asimismo, los grupos de edad más jóvenes presentan mayor RR de mortalidad que los de edad avanzada. No obstante, las desigualdades disminuyeron tanto en términos absolutos como en términos relativos a partir del segundo período de estudio, especialmente en los varones.

Conclusiones: Este estudio ha demostrado que, a pesar de haber desigualdades en mortalidad en las ABS de Barcelona, éstas han disminuido a lo largo de 2 décadas. Las políticas públicas deberían tener en cuenta esta información en el abordaje de las desigualdades entre ABS.

© 2009 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Trends in socioeconomic inequalities in mortality over a twenty-two-year period in the city of Barcelona (Spain)

ABSTRACT

Objective: To analyze the trend in socioeconomic inequalities in all-cause mortality in Barcelona from 1983 to 2004.

Methods: We performed an ecological study of trends over 4 cross-sections (1983–1988, 1989–1994, 1995–1999 and 2000–2004), with the basic health area (BHA) as the unit of analysis. The study population consisted of men and women aged 20 years or more living in Barcelona. The information sources were the mortality registry, the municipal census and the census of inhabitants and dwellings. The age- and sex-specific mortality rate (ASMR) for all causes was used as the dependent variable. As the independent variable, a composite index of socioeconomic deprivation of the BHA was calculated; BHAs were grouped in quartiles according to the values on the index. Poisson models were adjusted to estimate the relative risk of mortality from all causes in the 4 groups of BHA, stratified by age groups and sex.

Results: In all the study periods, inequalities in mortality were found, depending on the BHA of residence, both for men and for women: the ASMR of the most deprived BHAs were greater than those of less deprived BHA, and were greater among men than among women. Likewise, relative risks in the youngest age groups were higher than in the oldest age groups. However, from the second to fourth study periods, inequalities decreased in absolute and relative terms, especially among men.

Conclusions: Inequalities in mortality persist in BHA in Barcelona but have decreased over the last 2 decades. Public policies should take this information into account when tackling inequalities among BHA.

© 2009 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

Keywords:

Mortality

Ecological studies

Inequalities

Urban population

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: agarcia@aspb.cat (A. García-Altés).

Introducción

A lo largo de las dos últimas décadas han aumentado los estudios sobre las desigualdades en mortalidad según la zona de residencia, tanto en España como en otros países¹, y se ha observado una clara asociación entre la mortalidad y la privación socioeconómica de la zona, en el sentido de que cuanto mayor privación, más mortalidad^{2,3}.

Mediante los estudios de diseño ecológico se consigue caracterizar una colectividad y conocer las necesidades sociosanitarias de las áreas que componen una zona geográfica determinada^{4,5}. El estudio de desigualdades en mortalidad en áreas pequeñas tiene dos razones de ser. La primera es que a veces no se puede disponer de indicadores socioeconómicos individuales; la segunda es que al trabajar con áreas pequeñas se consigue una mayor homogeneidad dentro de las áreas y heterogeneidad entre ellas. La menor variabilidad dentro de las áreas hace que no se sobrestime la relación entre la mortalidad y la privación socioeconómica, como se ha podido observar en algunos estudios multinivel^{6,7}.

Las tendencias en las desigualdades socioeconómicas en mortalidad se han analizado en muchos países, y la mayoría de los estudios, básicamente analizando varios cortes transversales y con el individuo como unidad de análisis, coinciden en detectar una tendencia al aumento de las desigualdades en mortalidad por diversas causas específicas^{8,9}. En los países del norte de Europa, este aumento se debe principalmente a la rápida disminución de la mortalidad cardiovascular en los grupos socioeconómicos favorecidos, mientras que en el sur de Europa desempeñan un papel importante otras causas de muerte, como por ejemplo las enfermedades gastrointestinales y el cáncer de mama en las mujeres⁸. En algunos países del este de Europa las desigualdades han aumentado a causa del aumento de la mortalidad en las personas de menor nivel socioeconómico, debido a la transición a la economía de mercado durante los últimos años del siglo xx¹⁰. Algunos análisis de las desigualdades en la mortalidad a lo largo de los años mediante estudios ecológicos también han encontrado un aumento de las desigualdades^{11,12}.

En Barcelona, si bien se han realizado estudios de tipo ecológico sobre desigualdades socioeconómicas en mortalidad con diferentes unidades de análisis (distrito, barrio, áreas básicas de salud [ABS] y secciones censales) y para diferentes causas^{13,14}, los estudios con la ABS como unidad de análisis son escasos^{15,16}. Además, hay pocos que analicen las tendencias en las desigualdades en la mortalidad a lo largo de los años^{17,18}.

El objetivo de este estudio fue analizar las tendencias en las desigualdades en la mortalidad por todas las causas en las ABS de la ciudad de Barcelona, según el grupo de edad y el sexo, entre 1983 y 2004.

Métodos

Diseño y población de estudio

Se trata de un estudio ecológico de tendencias con 4 cortes transversales que utiliza la ABS como unidad de análisis (equivalente a la zona básica de salud en el resto de España). La población de estudio fueron las personas residentes en Barcelona de 20 o más años de edad. Se incluyeron todas las muertes, tanto de varones como de mujeres, por todas las causas, en los períodos 1983–1988, 1989–1994, 1995–1999 y 2000–2004. Se utilizó como referencia la división geográfica en ABS del año 1994, con 66 unidades; según datos del censo del año 2001, una ABS tenía una media de 12.553 habitantes, una mediana de 12.452 habitantes, un mínimo de 4.896 y un máximo de 18.361.

Fuentes de información

Del registro de mortalidad de Barcelona se seleccionaron las defunciones durante los años 1983 a 2004. Hasta el año 1999, la causa básica de defunción estaba codificada según la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE) 9ª revisión, y posteriormente con la CIE-10. La ABS de residencia en el momento de la muerte se asignó a partir de la sección estadística utilizada por el Ayuntamiento de Barcelona (1919 unidades) y el distrito. Mediante los datos del padrón municipal de habitantes de los años 1981, 1986, 1991, 1996, 2000 y 2004 se realizaron estimaciones de la población en riesgo durante los distintos años de estudio. Finalmente, se utilizaron datos del censo de habitantes y viviendas de los años 1991, 1996 y 2001 para la construcción del índice de privación socioeconómica. Se utilizaron los datos censales puesto que el padrón no contiene indicadores socioeconómicos, aparte del nivel de estudios. Para el cálculo de los indicadores según ABS que componían el índice de privación socioeconómica se tuvo que establecer la correspondencia entre las distintas secciones censales y las secciones estadísticas, y en caso de no ser unívoca (cuando hay más secciones estadísticas) se distribuyó la población uniformemente entre las unidades correspondientes.

En el período de 1983 a 2004 hubo 336.241 muertes. Aquellas que no tenían asignada la ABS de residencia o la edad se excluyeron del análisis (2,51%). La proporción de datos perdidos fue del 4,80% (4.577) en el primer período, del 1,27% (1.292) en el segundo, del 1,92% (1.580) en el tercero y del 1,42% (1.165) en el cuarto. La diferencia en el porcentaje de datos perdidos entre el primero y los restantes períodos se debe, principalmente, a la imposibilidad de obtener en esos años la zona de residencia de aquellos que morían fuera de Barcelona.

Variables e indicadores

Los resultados se estratificaron según el sexo, la edad (20 a 39 años, 40 a 59 años, 60 a 79 años, y 80 o más años), el período de defunción (1983–1988, 1989–1994, 1995–1999 y 2000–2004) y la ABS de residencia en el momento de la muerte. Se utilizó como variable contextual un índice de privación socioeconómica de las ABS construido mediante la técnica de componentes principales a partir del porcentaje de desempleo masculino (población de 16 y más años) según ABS y del porcentaje de instrucción insuficiente en varones jóvenes (entre 16 y 29 años sin estudios o con primaria incompleta) según ABS para los años 1991, 1996 y 2001. Las ABS se dividieron en 4 grupos correspondientes a los cuartiles de la distribución del índice de privación socioeconómica, de manera que el primer cuartil corresponde a las ABS más favorecidas de la ciudad (con menor privación socioeconómica) y el último a las menos favorecidas (con mayor privación), y estos grupos no varían en los 4 períodos.

Análisis de los datos

El análisis se realizó en los 4 períodos de estudio (1983–1988, 1989–1994, 1995–1999 y 2000–2004) y según el grupo de edad y el sexo. Se realizaron mapas de la distribución de las ABS según el índice de privación socioeconómica y según cuartiles de las tasas de mortalidad específicas (TME) para los 4 períodos de estudio y los distintos grupos de edad y sexo. A continuación se calcularon las TME en los grupos de ABS según el índice de privación socioeconómica. Finalmente se ajustaron modelos de Poisson para los distintos grupos de edad, sexos y períodos, tomando como variable dependiente el logaritmo de la TME y como variable independiente el índice de privación socioeconómica de las ABS.

Dichos modelos permitieron la estimación de los riesgos relativos (RR) de mortalidad por todas las causas juntamente con su intervalo de confianza del 95% (IC95%) y el riesgo atribuible (RA) calculado por la diferencia de las TME para las 4 agrupaciones de ABS.

El análisis estadístico y los mapas se realizaron con los software STATA 9.2 SE y R versión 2.6^{19,20}.

Resultados

En la **tabla 1** se detallan las muertes acontecidas según sexo y para los 4 períodos de estudio, así como la población en riesgo, y se observa una disminución a partir del segundo período en el número de muertes, tanto en varones como en mujeres.

En la **tabla 2** se presentan las medianas y los rangos intercuartílicos (RI) obtenidos en los 4 grupos de ABS para los distintos indicadores que se han utilizado en la obtención del índice de privación socioeconómica. Se observa que en cada uno de los indicadores hay un gradiente desde las ABS más favorecidas

a las ABS menos favorecidas; en estas últimas se encuentran los mayores porcentajes de desempleo masculino (12,31% [RI=1,10] en las ABS menos favorecidas frente a 8,06% [RI=2,67] en las más favorecidas en el año 2001) e instrucción insuficiente en jóvenes (20,76% [RI=6,09] en las ABS menos favorecidas frente a 5,82% [RI=2,33] en las más favorecidas en el año 2001).

En la **figura 1** se presenta la distribución de las ABS según cuartiles del índice de privación socioeconómica. Se puede observar que las ABS menos favorecidas corresponden a la parte centro y más antigua de la ciudad, la zona norte y noreste, y las más favorecidas corresponden a la parte oeste.

En la **tabla 3** se presentan las TME y los RA para los distintos grupos de edad y sexo en los 4 períodos de estudio en las ABS agrupadas. Las TME son mayores en los varones que en las mujeres, y las TME de las ABS menos favorecidas son mayores que las de las más favorecidas en los 4 períodos analizados. Como se puede observar, hay una disminución de las TME en los 4 grupos de ABS a partir del segundo período; disminuciones que son mayores en las ABS de nivel socioeconómico más desfavorecido, lo que hace que las desigualdades absolutas (RA) disminuyan a lo

Tabla 1

Número de muertes y población en riesgo según el período, el grupo de área básica de salud y el sexo (Barcelona, 1983–2004)

	Muertes				Población			
	varones		Mujeres		varones		Mujeres	
1983–1988								
1, más favorecidas	11.477	25,4%	12.244	26,9%	1.031.813	29,6%	1.276.430	31,2%
2	11.769	26,0%	12.173	26,8%	904.899	26,0%	1.063.899	26,0%
3	10.237	22,6%	9.952	21,9%	859.124	24,7%	980.334	24,0%
4, menos favorecidas	11.782	26,0%	11.115	24,4%	686.815	19,7%	768.011	18,8%
Total	45.265	100%	45.484	100%	3.482.651	100%	4.088.674	100%
1989–1994								
1, más favorecidas	14.819	29,6%	16.149	33,0%	1.032.964	29,5%	1.281.325	31,2%
2	12.280	24,5%	12.193	24,9%	923.067	26,4%	1.084.509	26,4%
3	11.890	23,7%	11.093	22,7%	869.159	24,9%	994.854	24,2%
4, menos favorecidas	11.102	22,2%	9.508	19,4%	670.739	19,2%	745.835	18,2%
Total	50.091	100%	48.943	100%	3.495.929	100%	4.106.523	100%
1995–1999								
1, más favorecidas	11.652	28,7%	12.985	32,4%	818.939	28,7%	1.028.402	30,5%
2	10.351	25,5%	10.007	25,0%	761.942	26,7%	904.388	26,8%
3	9.878	24,3%	9.457	23,6%	715.931	25,1%	828.341	24,6%
4, menos favorecidas	8.783	21,6%	7.623	19,0%	551.915	19,4%	609.241	18,1%
Total	40.664	100%	40.072	100%	2.848.727	100%	3.370.372	100%
2000–2004								
1, más favorecidas	9.129	28,5%	11.331	33,7%	850.203	28,3%	1.060.257	30,4%
2	8.174	25,5%	8.432	25,1%	795.137	26,5%	939.512	26,9%
3	8.074	25,2%	7.869	23,4%	742.018	24,7%	854.486	24,5%
4, menos favorecidas	6.699	20,9%	6.014	17,9%	614.303	20,5%	635.367	18,2%
Total	32.076	100%	33.646	100%	3.001.661	100%	3.489.622	100%

Tabla 2

varones y rangos intercuartílicos (RI) de los indicadores socioeconómicos incluidos en el índice de privación socioeconómica de las áreas básicas de salud (Barcelona, 1986, 1991, 1996 y 2001)

	Desempleo masculino				Instrucción insuficiente en varones jóvenes		
	1986 Mediana (RI)	1991 Mediana (RI)	1996 Mediana (RI)	2001 Mediana (RI)	1991 Mediana (RI)	1996 Mediana (RI)	2001 Mediana (RI)
1, más favorecidas	13,6% (2,9)	8,6% (1,6)	12,8% (2,1)	8,1% (1,1)	5,2% (2,4)	9,2% (2,7)	5,8% (2,3)
2	17,0% (1,5)	10,1% (0,7)	15,9% (0,8)	9,1% (0,6)	8,6% (1,8)	14,2% (2,6)	9,4% (1,1)
3	20,2% (1,7)	11,7% (1,3)	18,4% (1,5)	9,9% (1,1)	13,4% (2,4)	18,5% (3,7)	12,3% (2,6)
4, menos favorecidas	27,4% (3,4)	15,8% (3,3)	24,3% (5,1)	12,3% (2,7)	21,5% (5,6)	29,7% (9,2)	20,7% (6,1)
Total Barcelona	18,0% (6,7)	10,7% (3,6)	16,4% (5,5)	9,4% (2,1)	10,7% (8,8)	15,6% (12,6)	10,7% (6,7)

largo de los 4 períodos. Por ejemplo, el RA en los varones de 40 a 59 años en las ABS menos favorecidas es de 439,3 muertes por cada 100.000 en el primer período y de 234,7 en el cuarto período. De todos modos, se observa que entre el primero y el segundo períodos el grupo de edad de 20 a 39 años experimenta un aumento de las TME en todos los grupos, y en especial en las ABS menos favorecidas.

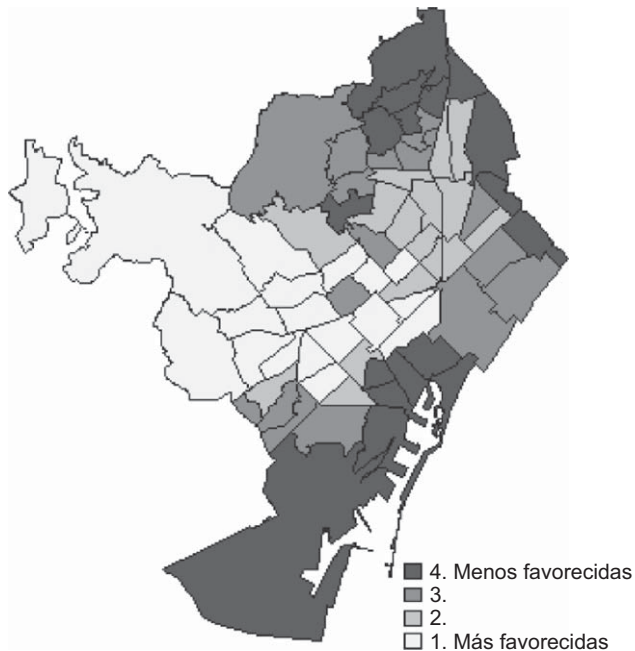


Figura 1. Grupos de área básica de salud según el índice de privación socioeconómica (Barcelona, 1983–2004).

En la [figura 2](#) se presenta la distribución de las ABS según cuartiles de las TME en las mujeres de 40 a 59 años en los 4 períodos de estudio. Se puede observar que las ABS de la ciudad que muestran las mayores TME son las de la parte centro y más antigua de la ciudad. Asimismo, las ABS de la zona litoral sur también presentan unas TME mayores en todos los períodos de estudio, a pesar de no observarse un patrón geográfico estable. En las ABS de la zona noreste de la ciudad se observan las menores TME en todos los períodos de estudio, a excepción del primero.

En la [tabla 3](#) pueden verse los RR de mortalidad por todas las causas según los grupos de ABS. Los RR en las ABS menos favorecidas de la ciudad son significativos y superiores a la unidad en todos los períodos de estudio, tanto en los varones como en las mujeres y en todos los grupos de edad. Además, los RR tienden a disminuir a lo largo de los años, sobre todo a partir del segundo período, en los dos sexos y en todos los grupos de edad, a excepción de en las mujeres de 20 a 39 años, que se mantienen estables (RR=1,53, IC95%: 1,20–1,94 en el primer período; RR=1,65, IC95%: 1,50–1,83 en el cuarto). Así, por ejemplo, en los varones de 60 a 79 años el RR es de 2,45 (IC95%: 2,14–2,79) en el primer período y de 1,08 (IC95%: 1,01–1,16) en el segundo, mientras que en las mujeres del mismo grupo de edad el RR de mortalidad es de 2,33 (IC95%: 1,93–2,80) en el primer período y de 1,12 (IC95%: 1,04–1,20) en el segundo.

Cabe destacar que en los grupos de edad jóvenes las desigualdades relativas aumentan entre el primero y el segundo períodos, para después disminuir. En el grupo de edad de 80 y más años, los RR en las ABS menos favorecidas son estadísticamente significativos y superiores a la unidad en los 3 primeros períodos de estudio ([tabla 4](#)).

Discusión

Los resultados de este estudio muestran que, a pesar de haber desigualdades en la mortalidad en las ABS de Barcelona, éstas han

Tabla 3

Tasas de mortalidad específica (TME) por todas las causas y riesgos atribuibles (RA) según el período, el grupo de área básica de salud y el sexo (Barcelona, 1983–2004)

	20–39 años				40–59 años				60–79 años				80 y más años			
	varones		Mujere		varones		Mujeres		varones		Mujeres		varones		Mujeres	
	TME	RA	TME	RA	TME	RA	TME	RA	TME	RA	TME	RA	TME	RA	TME	RA
1983–1988																
1, más favorecidas	98,9		51,7		444,9		194,2		2.459,5		1.209,5		11.958,5		8.589,2	
2	102,7	3,8	51,6	–0,1	512,0	67,2	251,1	56,9	3.373,0	913,4	1.698,3	488,8	16.680,3	4.721,7	11.811,9	3.222,8
3	103,0	4,1	45,5	–6,2	520,6	75,8	220,6	26,4	3.238,4	778,9	1.585,6	376,1	14.474,2	2.515,7	10.688,6	2.099,5
4, menos favorecidas	195,0	96,1	79,6	27,9	884,1	439,3	348,3	154,2	4.475,6	2.016,1	2.190,4	980,8	18.988,6	7.030,1	14.207,9	5.618,7
1989–1994																
1, más favorecidas	180,7		67,5		500,7		223,2		2.826,0		1.274,0		13.686,0		9.690,0	
2	164,1	–16,6	65,1	–2,5	563,0	62,3	218,7	–4,6	2.947,2	121,2	1.367,6	93,7	13.742,5	56,5	10.225,6	535,5
3	210,0	29,3	69,7	2,2	582,1	81,5	226,2	3,0	3.094,5	268,5	1.425,5	151,6	13.930,9	244,8	10.151,0	461,0
4, menos favorecidas	367,0	186,3	125,7	58,2	837,5	336,8	289,5	66,3	3.629,5	803,5	1.623,2	349,2	15.630,8	1.944,8	10.675,0	985,0
1995–1999																
1, más favorecidas	120,0		48,2		436,3		190,7		2.463,4		1.098,6		12.389,6		8.122,5	
2	132,2	12,2	59,9	11,7	489,7	53,4	183,9	–6,8	2.715,	251,5	1.126,8	28,2	12.600,6	211,0	8.609,8	487,3
3	166,5	46,5	57,6	9,5	519,8	83,5	209,7	19,0	2.721,6	258,2	1.187,5	88,9	13.003,1	613,5	9.059,5	937,0
4, menos favorecidas	293,2	173,3	112,3	64,2	775,5	339,1	249,7	59,0	3.249,4	786,0	1.390,5	291,9	13.414,3	1.024,8	9.190,6	1.068,1
2000–2004																
1, más favorecidas	63,2		29,9		335,7		164,4		1.777,5		845,9		8.948,6		6.224,7	
2	58,2	–5,0	34,7	4,8	362,8	27,2	146,1	–18,4	1.942,5	165,0	837,8	–8,1	9.238,	290,2	6.166,1	–58,7
3	85,4	22,2	42,7	12,8	385,5	49,8	155,7	–8,7	2.010,9	233,4	876,1	30,2	9.926,2	977,6	6.395,9	171,2
4, menos favorecidas	124,7	61,6	50,9	20,9	570,3	234,7	202,4	38,0	2.402,9	625,4	1.028,5	182,7	9.411,9	463,3	6.535,1	310,3

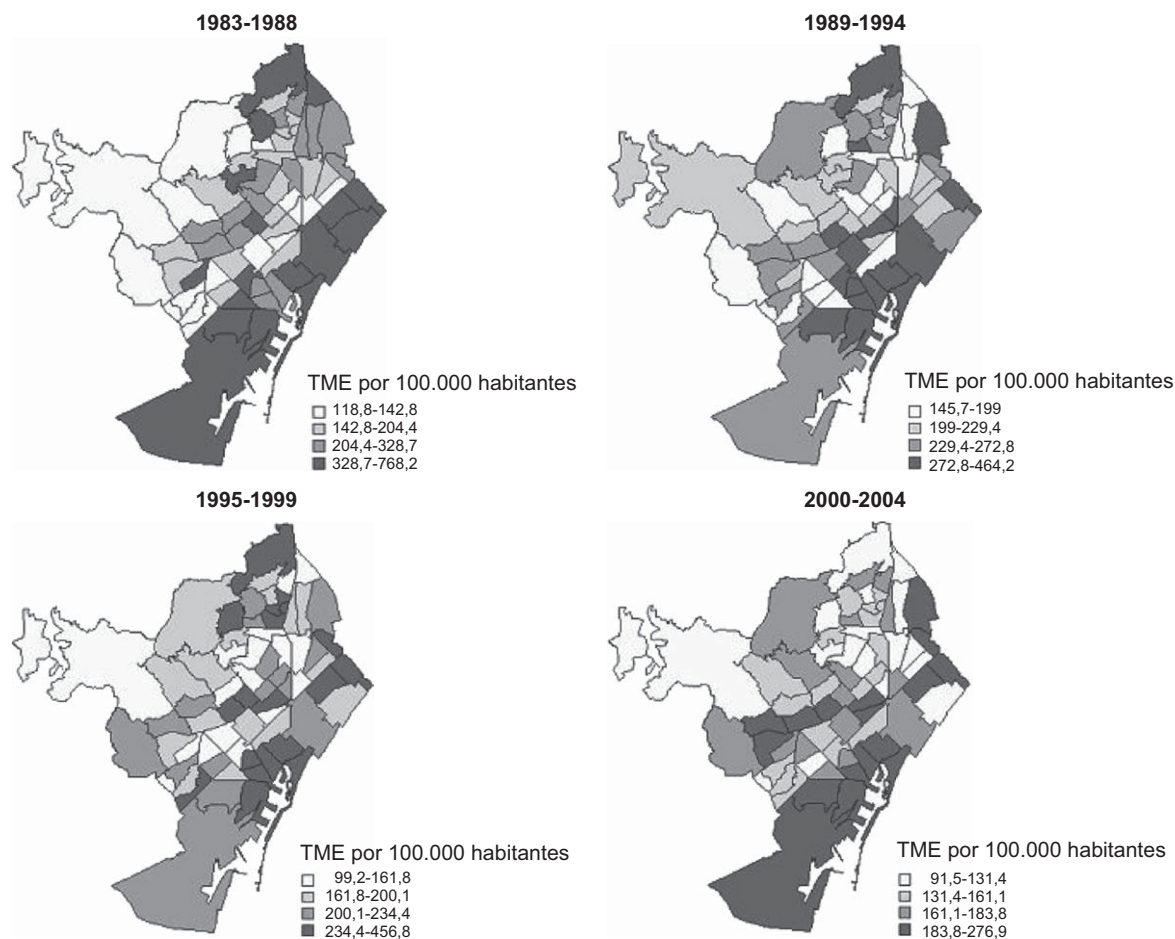


Figura 2. Distribución de las áreas básicas de salud según cuartiles de las tasas de mortalidad específicas (TME) en mujeres de 40 a 59 años (Barcelona, 1983–2004).

disminuido a lo largo de las dos últimas décadas, tanto en términos absolutos como relativos, a excepción de en las mujeres de 20 a 39 años, en las cuales las desigualdades relativas se mantienen estables.

La existencia de desigualdades en la mortalidad entre áreas pequeñas en Barcelona ya se ha descrito anteriormente, en estudios con el barrio o la sección censal como unidad de análisis¹⁴. Así, por ejemplo, en el trabajo llevado a cabo por Cano-Serral et al²⁶ se observan unos RR significativos y superiores a la unidad en las secciones censales de la zona histórica y litoral de la ciudad para la mayoría de las causas específicas estudiadas, así como por todas las causas. El presente estudio aporta nueva información sobre cómo la edad desempeña un papel muy importante en las desigualdades socioeconómicas en mortalidad, puesto que los grupos más jóvenes y de zonas geográficas menos favorecidas presentan los mayores riesgos. Además, el uso de las ABS como unidad geográfica permite estudiar las zonas de la ciudad correspondientes a las áreas de influencia de los equipos de atención primaria, lo que permite identificar aquellas ABS con peor situación de privación socioeconómica y de salud.

Los resultados sobre las tendencias en mortalidad hallados en nuestro estudio van en la misma línea que los de otro con el individuo como unidad de análisis realizado con anterioridad en Barcelona, con el nivel de estudios como indicador socioeconómico¹⁷, que también observó una disminución más marcada de las TME a partir del año 1998 entre los varones con mayor y menor nivel de estudios.

Un hallazgo destacable es el aumento de las tasas de mortalidad y de las desigualdades entre el primero y el segundo períodos en la población joven. Ello se debe al aumento de la mortalidad por sida acontecido hasta 1994, que afectó de forma más acusada a los individuos con menor nivel socioeconómico, pero que cambió a partir de 1994 con la introducción de los tratamientos antirretrovirales⁶. En estudios anteriores ya se pudo observar cómo la tuberculosis, el sida y la mortalidad por sobredosis están relacionadas no sólo con la privación material del área sino con factores más relacionados con la desestructuración social¹⁶.

La disminución de las desigualdades en mortalidad encontrada en este estudio contrasta con trabajos publicados en otros países, en los cuales las desigualdades suelen aumentar. En los países de Europa occidental ello ocurre porque la mortalidad disminuye más en las clases más aventajadas^{8,9,11}, mientras que en los del este aumenta más en las clases desfavorecidas¹⁰. A la disminución de las desigualdades en mortalidad en Barcelona pueden haber contribuido diversos factores, entre los cuales cabe señalar 3: primero, el descenso de la mortalidad por sida al introducir los tratamientos antirretrovirales y los programas de reducción de daños⁶, causa de muerte con un fuerte componente social, especialmente en Barcelona, con un patrón caracterizado por el uso de drogas inyectadas y por compartir jeringuillas; segundo, desde el inicio de la democracia, la salud pública ha sido una prioridad en la ciudad de Barcelona y se ha desarrollado un sistema de indicadores para monitorizar las desigualdades en salud y algunas políticas para reducirlas²¹; y tercero, la

Tabla 4
Riesgos relativos (RR) de mortalidad por todas las causas e intervalos de confianza del 95% (IC95%) según el período, el grupo de área básica de salud y el sexo (Barcelona, 1983–2004)

	20-39 años				40-59 años				60-79 años				80 y más años			
	varones		Mujeres		varones		Mujeres		varones		Mujeres		varones		Mujeres	
	RR	(IC95%)	RR	(IC95%)	RR	(IC95%)	RR	(IC95%)	RR	(IC95%)	RR	(IC95%)	RR	(IC95%)	RR	(IC95%)
1983–1988																
1, más favorecidas	1		1		1		1		1		1		1		1	
2	1,04	(0,85–1,27)	0,99	(0,78–1,26)	0,91	(0,81–1,02)	0,96	(0,78–1,17)	1,10	(0,95–1,28)	1,23	(1,01–1,49)	0,93	(0,72–1,20)	1,15	(0,97–1,36)
3	1,05	(0,86–1,28)	0,88	(0,68–1,14)	1,16	(1,05–1,30)	1,03	(0,84–1,26)	1,38	(1,20–1,60)	1,19	(0,97–1,45)	1,36	(1,08–1,72)	1,44	(1,22–1,69)
4, menos favorecidas	1,96	(1,63–2,36)	1,53	(1,20–1,94)	2,03	(1,84–2,24)	1,85	(1,53–2,24)	2,45	(2,14–2,79)	2,33	(1,93–2,80)	2,02	(1,62–2,52)	1,71	(1,45–2,02)
1989–1994																
1, más favorecidas	1		1		1		1		1		1		1		1	
2	1,15	(1,03–1,29)	1,29	(1,13–1,48)	1,12	(1,01–1,25)	0,98	(0,89–1,08)	1,12	(0,96–1,30)	0,98	(0,83–1,15)	1,09	(0,94–1,26)	0,89	(0,81–0,98)
3	1,17	(1,05–1,31)	1,14	(0,99–1,31)	1,16	(1,04–1,30)	1,01	(0,92–1,11)	1,20	(1,03–1,39)	1,10	(0,93–1,30)	1,16	(0,99–1,35)	0,95	(0,86–1,05)
4, menos favorecidas	2,00	(1,81–2,22)	1,77	(1,55–2,03)	1,67	(1,50–1,86)	1,30	(1,18–1,43)	1,78	(1,54–2,06)	1,31	(1,10–1,56)	1,72	(1,48–2,00)	1,23	(1,11–1,37)
1995–1999																
1, más favorecidas	1		1		1		1		1		1		1		1	
2	1,00	(1,32–1,42)	1,40	(1,32–1,49)	1,04	(0,99–1,10)	1,07	(1,02–1,13)	1,10	(1,05–1,16)	1,02	(0,97–1,08)	1,09	(1,03–1,15)	1,00	(0,92–1,09)
3	1,37	(1,27–1,37)	1,31	(1,23–1,39)	1,09	(1,03–1,16)	1,12	(1,06–1,18)	1,10	(1,05–1,16)	1,08	(1,03–1,14)	1,12	(1,06–1,19)	1,05	(0,96–1,15)
4, menos favorecidas	1,32	(1,76–1,89)	1,80	(1,70–1,91)	1,29	(1,22–1,37)	1,27	(1,20–1,34)	1,32	(1,25–1,39)	1,27	(1,21–1,34)	1,34	(1,26–1,42)	1,22	(1,11–1,33)
2000–2004																
1, más favorecidas	1		1		1		1		1		1		1		1	
2	1,28	(1,25–1,52)	1,36	(1,24–1,50)	1,01	(0,92–1,10)	1,05	(1,02–1,09)	1,02	(0,96–1,08)	1,05	(0,98–1,11)	1,03	(0,95–1,12)	0,98	(0,94–1,02)
3	1,12	(1,09–1,35)	1,24	(1,12–1,37)	1,02	(0,93–1,12)	1,05	(1,01–1,08)	1,05	(0,99–1,11)	1,10	(1,03–1,17)	1,11	(1,02–1,20)	1,02	(0,98–1,07)
4, menos favorecidas	1,38	(1,42–1,75)	1,65	(1,50–1,83)	1,15	(1,04–1,27)	1,10	(1,06–1,14)	1,08	(1,01–1,16)	1,12	(1,04–1,20)	1,05	(0,95–1,16)	1,04	(0,99–1,09)

universalización de los servicios de salud a partir de la Ley General de Sanidad de 1986²² y la progresiva reforma de la atención primaria que ocurrió en Barcelona durante las últimas dos décadas del siglo xx, que empezó en las áreas de la ciudad más desfavorecidas²³. Un estudio anterior halló que la mortalidad por causa cerebrovascular había disminuido más en las zonas que se habían reformado en primer lugar²⁴. Por otro lado, es necesario señalar que algunos elementos de la coyuntura económica reciente, como el aumento de los contratos temporales o el aumento del precio de la vivienda, probablemente aún no hayan repercutido en la mortalidad. Por ello, será necesario seguir vigilando las desigualdades en salud en la ciudad.

La principal fortaleza de este estudio ha sido la posibilidad de monitorizar las desigualdades en mortalidad a lo largo de 22 años. Un estudio de tendencias de estas características no se había realizado nunca en Barcelona ni en el resto de España, y permite ver cómo ha evolucionado este indicador de salud. A pesar de los beneficios de trabajar con una serie tan larga y exhaustiva de datos como es el registro de la mortalidad, el estudio tiene algunas limitaciones. La primera de ellas es el no poder disponer de más características socioeconómicas de las ABS para construir un indicador compuesto. Los índices compuestos que actualmente se están utilizando en otros estudios incluyen variables como el porcentaje de personas con vivienda en propiedad y el porcentaje de viviendas con hacinamiento, entre otras variables, que no están disponibles según las ABS en la ciudad de Barcelona^{25,26}. No obstante, en nuestro entorno, la utilización de indicadores como el desempleo y la instrucción insuficiente han demostrado ser eficaces para medir la privación material de las distintas zonas de la ciudad²⁷. En el futuro será necesario elaborar índices teniendo en cuenta también la perspectiva de género, ya que el índice utilizado se basa fundamentalmente en indicadores masculinos.

La segunda limitación es consecuencia del uso de datos censales para la caracterización socioeconómica del contexto, que pueden subestimarla por la falta de datos sobre colectivos como los inmigrantes de países de renta baja, los sin techo u otros grupos marginales que no están registrados en los censos. No obstante, la fácil obtención de los datos, el grado de desagregación disponible y la comparabilidad con otros estudios de ámbito nacional e internacional, hacen de su uso una herramienta extremadamente útil en la medición de las características sociodemográficas de las zonas de residencia. Finalmente, es necesario tener en cuenta que hubo más valores perdidos en la ABS de residencia en el primer período, si bien no tenemos constancia de que las pérdidas estuvieran relacionadas con el índice de privación del área. No obstante, este mayor porcentaje de valores perdidos podría conllevar unas TME ligeramente menores en el primer período de las que se obtendrían en caso de un porcentaje de valores perdidos similar al del resto de los períodos.

La disponibilidad de datos sobre la mortalidad según la ABS de residencia durante los años 1983 a 2004 ha permitido ampliar el conocimiento sobre las desigualdades en mortalidad durante un largo período. Asimismo, el uso de las ABS como unidad de análisis permite estudiar las áreas de influencia de los equipos de atención primaria y proporciona un conocimiento especialmente importante para la planificación de políticas sanitarias y sociales a este nivel. A pesar de encontrarse desigualdades según la privación material de la ABS en todo el período de estudio, éstas han disminuido tanto en términos absolutos como relativos. A pesar de estos resultados positivos, las desigualdades en salud siguen presentes, por lo que es necesario seguirlas monitorizando, así como planificar y ejecutar políticas de intervención sociales y sanitarias con la finalidad de reducir las desigualdades en salud.

Conflictos de intereses

Ninguno.

Financiación

Este trabajo ha sido parcialmente financiado por el proyecto FIS PI052639 «Análisis de 22 años de desigualdades socioeconómicas en la mortalidad de las ABS de Barcelona».

Contribución de autoría

A. Dalmau-Bueno ha liderado la escritura del artículo y ha realizado todo el análisis de datos; A. García-Altés ha coordinado el proyecto y ha revisado el artículo; M. Mari-Dell'Olmo, K. Pérez y A.E. Kunst participaron activamente en el proyecto como miembros del equipo investigador y han contribuido en el artículo; C. Borrell supervisa todos los proyectos de análisis de los datos de mortalidad de Barcelona y ha revisado en profundidad el análisis de datos y el artículo.

Bibliografía

1. Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam, AJ, et al. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Engl J Med*. 2008;358:2468–81.
2. Chen JT, Rehkopf DH, Waterman, PD, et al. Mapping and measuring social disparities in premature mortality: the impact of census tract poverty within and across Boston neighborhoods, 1999–2001. *J Urban Health*. 2006;83:1063–84.
3. Curtis S, Southall H, Congdon, P, et al. Area effects on health variation over the life-course: analysis of the longitudinal study sample in England using new data on area of residence in childhood. *Soc Sci Med*. 2004;58:57–74.
4. Susser M. The logic in ecological: I. The logic of analysis. *Am J Public Health*. 1994;84:825–9.
5. Susser M. The logic in ecological: II. The logic of design. *Am J Public Health*. 1994;84:830–5.
6. Mari-Dell'Olmo M, Rodríguez-Sanz M, García-Olalla, P, et al. Individual and community-level effects in the socioeconomic inequalities of AIDS-related mortality in an urban area of southern Europe. *J Epidemiol Community Health*. 2007;61:232–40.
7. Diez-Roux AV, Link BG, Northridge ME. A multilevel analysis of income inequality and cardiovascular disease risk factors. *Soc Sci Med*. 2000;50:673–87.
8. Mackenbach JP, Bos V, Andersen, O, et al. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiol*. 2003;32: 830–7.
9. Kinsey T, Jemal A, Liff, J, et al. Secular trends in mortality from common cancers in the United States by educational attainment, 1993–2001. *J Natl Cancer Inst*. 2008;100:1003–12.
10. Leinsalu M, Stirbu I, Vägerö, D, et al. Educational inequalities in mortality in four Eastern European countries: divergence in trends during the post-communist transition from 1990 to 2000. *Int J Epidemiol*. 2009;38:512–25.
11. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Recent changes in the geography of social disparities in premature mortality in Québec. *Soc Sci Med*. 2008;67:1269–81.
12. Leyland AH, Dundas R, McLoone, P, et al. Cause-specific inequalities in mortality in Scotland: two decades of change. A population-based study. *BMC Public Health*. 2007;7:172.
13. Domínguez-Berjón F, Borrell C, Rodríguez-Sanz, M, et al. The usefulness of area-based socioeconomic measures to monitor social inequalities in health in Southern Europe. *Eur J Public Health*. 2006;16:54–61.
14. Borrell C, Arias A. Socioeconomic factors and mortality in urban settings: the case of Barcelona, Spain. *J Epidemiol Community Health*. 1995;49:460–5.
15. Pasarín I, Borrell C, Plasència A. ¿Dos patrones de desigualdades sociales en mortalidad en Barcelona? *Gac Sanit*. 1999;13:431–40.
16. Domínguez-Berjón MF, Borrell C, López, R, et al. Mortality and socioeconomic deprivation in census tracts of an urban setting in southern Europe. *J Urban Health*. 2005;82:225–36.
17. Borrell C, Azlor E, Rodríguez-Sanz, M, et al. Trends in socioeconomic mortality inequalities in a southern European urban setting at the turn of the 21st century. *J Epidemiol Community Health*. 2008;62:258–66.
18. Puigpinos R, Borrell C, Ferreira, JL, et al. Trends in socioeconomic inequalities in cancer mortality in Barcelona: 1992–2003. *BMC Public Health*. 2009;9:35.
19. Stata, statistics data (1984). [consultado 25/8/2009]. College Station, Texas. Disponible en: <http://www.stata.com>.
20. R Development Core Team (2006). R: a language and environment for statistical computing [consultado 25/8/2009]. Foundation for Statistical Computing. Viena, Austria. Disponible en: <http://www.r-project.org>.

21. Borrell C, Villalbí JR, Díez, E, et al. Municipal policies. The example of Barcelona. In: Mackenbach JP, Bakker M, editors. Reducing inequalities in health: a European perspective. London: Routledge; 2002.
22. López-Casasnovas G, Costa-Font J, Planas I. Diversity and regional inequalities in the Spanish 'system of health care services'. *Health Econ.* 2005;14:S221–35.
23. Villalbí JR, Guarga A, Pasarín, I, et al. Corregir las desigualdades sociales en salud: la reforma de la atención primaria como estrategia. *Aten Primaria.* 1998;21:47–54.
24. Villalbí JR, Guarga A, Pasarín, MI, et al. Evaluación del impacto de la reforma de la atención primaria de la salud. *Aten Primaria.* 1999;24: 468–74.
25. Townsend P, Phillimore P, Beattie A. Health and deprivation: inequality and the North. London: Croom-Helm; 1988.
26. Carstairs V, Morris R. Deprivation and health in Scotland. Aberdeen: Aberdeen University Press; 1991.
27. Domínguez-Berjón MF, Borrell C, Pasarín MI. Medidas de privación material en los estudios de áreas geográficas pequeñas. *Gac Sanit.* 2001;15:23–33.